

# 尺度の内的一貫性の自己発生

—— Knowles の知見の再検討 ——

山 口 洋

## 〔抄 録〕

一つの特性を測定する尺度の内的一貫性は、尺度を構成する質問項目群で生じるキャリーオーバー効果により、自己発生する可能性がある。この現象の存在可能性を理論的に予想することは比較的容易だが、その存在をデータで検証することは原理的に難しく、これまでほとんど研究例が無い。本稿は、この現象を間接的に示唆する希少な研究例として、近年の Knowles らの知見をレビューし、その一部を追試することによって、この現象を経験的に裏付けることを試みた。そして、この現象の調査方法論に対する含意が論じられた。

**キーワード** 調査法, キャリーオーバー効果, 尺度, 内的一貫性

## 1. 内的一貫性の自己発生

### 1.1. 方法論的含意

一つの特性を測定する尺度の内的一貫性（内的整合性：internal consistency）は、尺度それ自体のキャリーオーバー効果によって、自己発生する可能性がある。本稿は、このことを、過去の知見の再解釈、及び追試を通じて主張したい。

本稿で扱うのは心理学や社会学でおなじみの、表1のような質問項目群から構成される態度尺度または人格尺度である。紙幅の都合上、表1では4項目からなる尺度の例を挙げたが、一つの特性を測定するために数十に及ぶ大量の項目群を用意することが多い。そして各項目の回答を合計するなどして、尺度の得点が計算される。こうした方法の背景には、多数の項目への回答を総計すれば、各項目に対する回答の誤差（互いに無相関と仮定される）が相殺され、尺度全体の信頼性は上昇する、という古典的テスト理論の前提がある（Carmines & Zeller 1979）。

表1 尺度を構成する質問項目群の例（番号に丸をする）

文章	賛成	やや賛成	どちらともいえない	やや反対	反対
1,    ~~~~	1	2	3	4	5
2,    ~~~~	1	2	3	4	5
3,    ~~~~	1	2	3	4	5
4,    ~~~~	1	2	3	4	5

その際、尺度の信頼性は、通常、 $\alpha$ 係数などの内的一貫性指標によって評価される。内的一貫性指標は項目数と各項目間の相関に基づいて計算されるわけだが、質問項目群それ自体のキャリアオーバー効果によって、各項目間の相関が上昇（何をもって上昇とみなすかの操作的定義の困難性については後述）するなら、内的一貫性が自己発生することになる。

もしこの現象が頻繁に生じているとすると、その含意は、心理学や社会学の伝統的な方法論にとって、かなり由々しきものである。この種の態度・人格尺度は Robinson と Shaver (1973) の膨大な目録が示すように、古くから無数に開発され利用されてきた。そして尺度の内的一貫性は、この種の尺度の信頼性を評価するための重要な基準の一つとされてきた。しかし、多くの尺度において内的一貫性が自己発生していたとすると、そうした尺度の信頼性は、尺度それ自体のキャリアオーバー効果により、半ば自動的に保証されていたことになる。言い換えれば、この種の尺度は、自らのバイアスによって、自らの信頼性をアピールしてきたことになってしまう。

## 1.2. 予想するは易く、検証するは難し

Feldman と Lynch (1988) は認知心理学の諸説から、こうした危険性を理論的に「予想」しており、本稿が前節で展開した「予想」も彼らの主張を下敷きにしている。しかし予想だけなら、認知心理学の理論によらずとも、さほど難しいことではない。通常、一つの尺度を構成する質問項目群は、質問紙のまとまりや回答者の負担軽減に配慮して、表1のように質問紙の1箇所之列記される。しかし、そうすると内容・形式とも非常に類似した項目が、連続で繰り返し回答者に呈示されることになる。関連する事柄を続けて尋ねるとキャリアオーバー効果が生じやすい、という事は調査法の「イロハ」である。現に、尺度の開発者達の一部は、一つの尺度を構成する項目群に、緩衝項目 (buffer items) または混入項目 (filler items) と呼ばれる無関係な項目を挿入し、キャリアオーバー効果を軽減<sup>(1)</sup>しようとしてきたのである。

また、そうしたキャリアオーバー効果によって各項目間の相関が上昇し<sup>(2)</sup> 内的一貫性が自己発生する可能性も、常識で容易に想像できる。例えば、回答者が、類似した質問項目群に回答しているうちに、問われている態度特性・人格特性をある程度正確に察知し、同時に、自分自身の態度や人格の特徴を自覚するなら、どの項目にも意味的に同様の回答をするようになるだろう。このような「仮説」を立てることは比較的容易である。

しかし意外な事に、内的一貫性の自己発生を示唆するような実証研究は、現在に至るまで極めて少ない。内的一貫性の自己発生は方法論的に深刻な問題をはらみ、しかも理論的には容易に予想でき、事実上、その予防対策（緩衝項目）まで講じられてきたにもかかわらず、これを明確に実証した研究は、ほとんど存在しないのである。少なくとも Feldman と Lynch (1988) が理論的な予想を示した時期にはそうであった。したがって、彼らは実例をほとんど挙げないまま、この現象をもっぱら「予想」せざるを得なかったのである。

この不思議な矛盾の背景には、キャリアオーバー効果によって、態度や人格を測定する意識項目間の相関が上昇または低下する現象の観察は、原理的に非常に困難だという事実がある（山口 2005）。キャリアオーバー効果の鮮やかな実証例のほとんどは、質問項目の順序効果

を指摘することで得られている (Schuman & presser 1981, 平松 1998)。つまり質問順序を変えた複数の調査票における同一項目の「比率・平均値」の違いによって、キャリアオーバー効果の存在を指摘するのである。しかし、キャリアオーバー効果による「相関」の変化は、この種の方法では不完全にしか指摘できない。例えば、順序を入れ替えた2項目間の相関が同程度だったとしても、両項目間にキャリアオーバー効果が存在しなかったのか、お互いのお互いに対するキャリアオーバー効果が同程度の強さで存在するのか、の区別はつけようがない (山口 2005)。

また、緩衝項目の挿入時と不挿入時とで項目間の相関が異なるかどうかを確認すれば、キャリアオーバー効果による相関の変化を指摘できそうに思われる。しかし、この方法には、緩衝項目がキャリアオーバー効果を確実に軽減するという前提が必要であり、この前提が常に成立するわけでないことが過去の研究から明らかになっている (Wänke & Schwarz 1997)。するとやはり、挿入時と不挿入時とで相関が変化しなかったとしても、キャリアオーバー効果が存在しないのか、それは存在するが緩衝項目が無効だったのか、の区別はつけようがない (山口 2005)。

このように、通常の単純な方法では、キャリアオーバー効果によって質問項目間の相関が変化するか否かを、確実に確認することはできない。よって、内的一貫性の自己発生を、データで指摘することも容易ではないのである。

しかし Knowles (1988) の研究をきっかけとして、内的一貫性の自己発生現象の裏づけとなりうる一連の実証研究が、社会心理学者達によって発表されるようになった (Hamilton & Shuminsky 1990, Knowles, Coker, Cook, Diercks, Irwin, Lundeen, Neville & Sibicky 1992, Steinberg 1994)。これら一連の研究は、内的一貫性の自己発生を、直接示したわけではないが、その有力な傍証になりうる。そこで第2節では、これらの研究の知見を再検討するとともに、筆者 (山口) が行った追試の結果を示す。そして第3節では、これを内的一貫性の自己発生現象の間接的な裏づけとして再解釈する。これらの作業を通じて、内的一貫性の自己発生を経験的に裏づけることが本稿の主な目的である。

## 2. Knowles らの実験とその追試

### 2.1. Knowles (1988) の方法と知見

Knowles (1988) は表1のような形式を持つ質問項目30個で構成される人格テストにおいて、質問紙の後方に置かれた項目ほど、合計点 (当該の項目を除く) との相関が高くなることを、以下のような特殊な実験によって明らかにした。

実験で採用された主な人格テストは、内的外的統制尺度 (internal-external locus of control scale) の James (1957) によるオリジナル版である。ただし原典の4件法による回答選択肢は5件法に修正され、統制不能な攪乱要因を除去するため、原典の60項目から30個の緩衝項目が削除されている。内的外的統制尺度は、単純に言えば、自分で自分自身や周囲の環境を変えられると考えるのか (内的統制)、変えられないと考えるのか (外的統制) を測定するものである。各項目の内容については、後述の追試で使用した日本語訳を論文末尾の「補遺

I」に掲載したので参照されたい。各項目の文章は全て外的統制状態を意味するので、これらに肯定的に回答すれば外的統制タイプ、否定的に回答すれば内的統制タイプである。なお Knowles（1988）の回答選択肢番号の付け方は、本稿の補遺 I とは逆であり、全くそう思う（strong agree）を 5、全くそう思わない（strong disagree）を 1 としている。

Knowles（1988）はこの 30 項目を並べ替えて、計 30 種類の自計式質問紙を用意した。並べ替えの方法としてはランダム化ラテン方格法（randomized Latin square method）が採用された。これにより、元の質問紙の各項目は、各質問紙の 1～30 番目にそれぞれ 1 回だけ配置され、しかもどの項目ペアの間隔も平均すれば概ね等しくなる。「補遺 II」に本稿の追試で使用されたランダム化ラテン方格表（ランダム化のパターンは本稿独自のもの）を掲載したので参照されたい。Knowles（1988：study1）はこうして作成した 30 種類の質問紙を各 4 部用意し、120 人の大学生を対象に回答を求めている。

このデータには、各項目の質問内容の効果を排除し、各項目の質問紙上の位置の効果を分析するため、次のような特殊な操作が加えられている。30 種類の質問紙のデータは、一旦元の質問紙の順序に統一され、そこで標準得点に変換（項目の内容による回答傾向の違いを排除）された上で、再度、30 種類の質問紙の順序に戻された。そして、この 30 種類はあたかも 1 種類の質問紙であるかのように分析された。すなわち、このデータセットを、ケース（行）×変数（列）の行列で表記すれば、列番号は純粹に質問紙上の順番を意味する。そして第 1 列に並ぶ数値は、実は 30 種類の項目（1 種類につき 4 ケース）から得られたものだが、これらは単に「1 番目」という変数の値とみなされる。同じく第 2～30 列に並ぶ数値も、単に「2 番目」～「30 番目」という変数の値として扱われる。そして、この 1～30 番目の変数の合計得点は各人の尺度得点である。

次にこのデータセットを使って、Knowles（1988）は各変数と当該の変数を除く合計得点との相関係数を計算し、これを項目信頼性<sup>(3)</sup>（item reliability）と呼んだ。そして、各変数の項目信頼性にフィッシャーの Z 変換を施し、それらと質問紙上の位置（1～30）との相関係数を計算した。その結果、 $r=.510$  という、かなり強い正の関連性がみられた。すなわち、質問紙上で後方に位置する項目の回答ほど、合計得点との相関が高くなることが示されたのである。Knowles（1988:study2）はこの後、別の 150 人の大学生に対し、同じ尺度を用いて、同様の実験（質問紙 30 種類×5 部）を行った。ただし項目の順序パターンは別のランダム化ラテン方格表に基づいている。Knowles（1988）はここでも、項目信頼性と質問紙上の位置の相関を計算し、 $r=.538$  というほぼ同様の結果を得ている。

## 2.2. 筆者による追試

こうした Knowles（1988）の知見が、言語や文化的背景の全く異なる回答者にも当てはまるかどうかを確認するため、筆者は日本語版の内的外的統制尺度を作成（補遺 I）した。James（1957）による原典は入手できなかったため、Robinson と Shaver（1973）の解説付き目録に転載されたものを利用して翻訳を行った。補遺 I の項目順序は原典のままであるが、30 個の緩衝項目は Knowles（1988）同様に削除され、原典の 4 件法は 5 件法に改められている。次に補遺 II のランダム化ラテン方格表に基づいて 30 種類の質問紙を作成した。

そして以下のように追試を行った。時期は平成18年1月23日、被験者は佛教大学社会学部の2回生90名(30種類×3部)で、Knowles(1988)と同様に講義教室での自記式質問紙調査であった。その際、30種類の質問紙は各学生にランダムに割り当てられた。なお講義教室で回収された90枚の質問紙のうち2枚が白紙で返却された為、別の被験者を教室外で2名補充している。また90人×30項目=2700個の回答うち3個は無回答であったが、そこには同一内容の項目の平均値を補充した。データ分析法は、前節に記したKnowles(1988)と全く同じである。

図1は、横軸に質問紙上の位置(1~30)をとり、縦軸に項目信頼性(z変換済)をとった散布図(N=30)である。両者の相関は $r=.428$ であり、Knowles(1988)よりも若干低い、ほぼ同様の結果が得られたと言ってよい。ちなみにこのデータでの $\alpha$ 係数は.798、このデータを補遺Iの順序に統一したときの $\alpha$ 係数は.795であった。

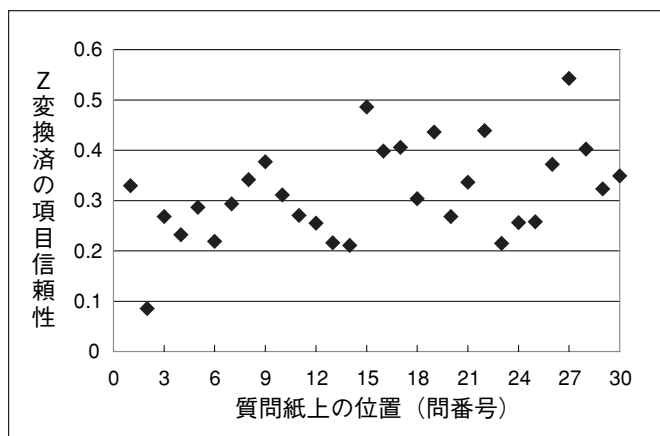


図1 質問紙上の位置と項目信頼性 ( $r=.428$ )

### 2.3. 質問紙上の位置の効果をどのように説明するか?

このような質問紙上の位置と項目信頼性との正の相関関係は、何故発生するのか。心理学的には様々な説明の仕方がありうるだろうが、本稿は、調査論的な問題関心から、大きく分けて次の2種類の説明様式を区別しておきたい。

第1の説明様式は「回答者が各項目をよく読まず、いい加減に答えるから、こうした相関関係が生じるのだ」とする説明様式である。要するに、回答者が質問紙に真剣に取り組まないことを理由とする説明である。この種の説明が妥当ならば、質問紙上の位置の効果は、質問紙や調査実施方法の工夫によって、純技術的に解消可能ということになる。

第2の説明様式は、全く逆で「こうした相関関係は、回答者が各項目を読んで自分なりに理解し、それに従って答える、という至極真っ当な回答プロセスの中で生じたのだ」とする説明の仕方である。例えば、本稿の1.2節に記した「回答者が質問項目群に回答するうちに、調査者の質問意図を察知し、自分自身の態度や人格の特徴を明確に自覚するなら、やがてどの項目にも意味的に同様の回答をしはじめる」という説明は、どちらかといえば第2の説明



様式である。この種の説明様式が妥当ならば、全ての回答者が協力的であっても（または協力的であるからこそ）上記の相関関係が見られることになるから、問題はより厄介である。この時、一つの特性を多数の質問項目の回答で測定するという方法自体、そして回答者の「真っ当な」認知過程が説明要因となるのである。

さて、Knowles（1988）および本稿が用いた内的外的統制尺度の場合、第1の説明が、ある程度当てはまりそうである。この尺度の全項目は外的統制状態を表現しており、内的統制状態を表現したものは皆無である。また各項目の話題もかなり似通っており、回答者は似た事柄を何度も問われている印象を持つ<sup>(4)</sup>。したがって、質問紙後半で同じ選択肢を連続して選択する回答者達（本稿の追試でも若干名みられた）の一部は、質問紙の途中で興味を無くし、その後は項目内容をよく読まず、機械的に同じ選択肢を選んだ可能性がある。この種の回答行為による項目信頼性の上昇は、意味内容を逆転させた項目（合計得点を求める際に選択肢番号を反転）を混ぜ、各項目の話題に適度なバラエティを持たせることで、ある程度、防げよう。

しかし Knowles（1988:study2）は、これらの特徴を持つ別の2種類の人格尺度でも、同様の実験（各々質問紙30種類×5部＝150ケース）を行い、やはり項目信頼性と質問紙上の位置との正の相関を見いだした。このうち「不安尺度」は22項目が正、8項目が負の意味を持っていた。「社会的望ましさの尺度」は16項目が正、14項目が負の意味を持っていた。また、この2種類は各項目の話題も内的外的統制尺度に比べ同質的でない。しかし、不安尺度（ $r=.366$ ）や社会的望ましさの尺度（ $r=.370$ ）でも、質問紙上の位置と項目信頼性の間には正の相関がみられたのである。Knowles（1988）は、こうした結果が生じた理由について、人格テストに回答するうちに回答者の中で一定の自己概念（self-concept）が固まってくるためではないかと推論した。つまり、本稿の分類でいえば、第2の説明様式が採られているのである。

Knowles（1988）の研究に触発された Hamilton と Shuminsky（1990）は、人格テスト用紙上の位置と項目信頼性との相関を、自己意識（self-awareness）と関わらせて説明することを試みている。Hamilton と Shuminsky（1990）は、20項目の不安尺度の順序を、各項目が各順序に1度だけ現れるようにローテーションし<sup>(5)</sup>20種類の質問紙を作成した。そして、242人の大学生に回答させた。その際、回答者を内部焦点化（internal-focus）条件と外部焦点化（external-focus）条件の2群にわけ、前者には、不安尺度に回答させる前に自分に関する物語を一定のフォーマットで書かせ、他方には、同じくワシントン大統領に関する物語を一定のフォーマットで書かせた。その結果、内部焦点化条件の被験者には、質問紙上の位置の効果がみられず、外部焦点化条件の被験者にはその効果（ $r=.459$ ）がみられた。Hamilton と Shuminsky（1990）の解釈によれば、内部焦点化条件では、不安尺度の質問紙に回答する前に、一定の（不安尺度とは必ずしも関係しない）自己意識が既に形成されていたため、質問紙に回答しても自己意識に変化が生じにくかったのに対して、外部焦点化条件では、質問紙の回答過程で、不安尺度に沿った形で自己意識が形成されていったのだという。その後、Steinberg（1994）は項目反応理論に依拠した独自の方法で Hamilton と Shuminsky（1990）の知見を再検討している。その結果、やはり外部焦点化条件のみで、不安尺度の質問紙後半における項目信頼性の上昇を見いだしている。

このように、Knowles (1988) が見いだした人格テスト用紙上の位置の効果は、その心理学的メカニズムが少しずつ解明されようとしている。本稿は、こうしたメカニズムを詳細に論じるつもりはないが、社会心理学者達が「第2の説明様式」を採用している点に注目したい。すなわち社会心理学者達は、質問紙上の位置の効果を、尺度構成法や回答者の認知過程の本質に根ざしたものと解釈しているのである。

### 3. 議論

#### 3.1. 質問紙上の位置の効果と尺度の内的一貫性の自己発生

以上見てきた質問紙上の位置の効果は、次の二つの意味において、内的一貫性の自己発生現象の存在を間接的に示している。

第1に、質問紙の後方の項目ほど項目信頼性が高くなるとすれば、項目数の多い尺度ほど内的一貫性が高まる筈である<sup>(6)</sup>。古典的なテスト理論でも、項目数を増やせば内的一貫性が高まると考えられているが、前提されているメカニズムは全く異なる。古典的なテスト理論によれば、各項目の回答誤差は互いに無相関なので、各項目の得点を足していけば回答誤差は次第に相殺され、結果的に内的一貫性が高まると仮定されている。スピアマン-ブラウンの公式や $\alpha$ 係数にもこの仮定が反映されている。しかし項目数の増大は、キャリーオーバー効果による項目間相関の全体的上昇を通じて、内的一貫性の上昇をもたらす可能性がある。ちなみに本稿の追試では、質問紙上1～10番目の変数間の45個の相関係数のうち、有意(両側5%水準)な正の相関を示したのは、わずかに2個(4.4%)だったのに対して、1～20番目では190個中36個(18.9%)、1～30番目では435個中90個(20.1%)であった。

第2の意味は次の通りである。項目信頼性は、尺度構成項目の取捨選択の際、一つの基準とされてきた。例えば、補遺Iの30項目で予備調査を行い、そこでの項目信頼性を基準に、本調査の項目を選択することを考えてみる。その際、単一の項目順序で予備調査が行われるなら、その質問紙で(たまたま)後方に位置する項目ほど項目信頼性が高くなりやすい(Knowles 1988, pp.318)。予備調査のデータから、こうした項目信頼性の高い項目だけを取り出し、そこでの内的一貫性を $\alpha$ 係数で評価すれば、項目数の減少にもかかわらず比較的高い値が得られよう。よって、これらの項目は結果的に本調査の尺度項目として採用されるだろう。しかし、その根拠とされる内的一貫性は、実は、予備調査の長い質問紙自体が生み出すキャリーオーバー効果によって増幅されている。よって本調査の短い質問紙では、これらの項目は低い内的一貫性しか示さない可能性がある。項目順序の影響を完全に除去するには、Knowles (1988) や本稿のような込み入った方法によって予備調査を行う以外に無い。

#### 3.2. 内的一貫性指標による尺度の信頼性評価の自己矛盾

一つの特性を多数の質問項目で測定する尺度の信頼性を、 $\alpha$ 係数のような内的一貫性指標で評価する伝統的な方法に自己矛盾があるとすれば、この方法が、キャリーオーバー効果不在の「理想状況」を前提としている点にある。究極の理想状況は、各項目が単独で問われる状況に他ならない。ところが、尺度を構成するために多数の(多くの場合、類似した)質問

項目を用意すれば、上のような理想状況は必然的に実現し得ないものとなる。本稿が主張する「内的一貫性の自己発生現象」も、この自己矛盾から生じてくるのである。

こうした自己矛盾を指摘することは簡単だが、この矛盾が実際の測定に及ぼす影響については、長い間、我々の眼から覆い隠されてきた。その理由は、やはり既述の「理想状況」の実現不可能性と深い関わりを持っている。尺度の内的一貫性の自己発生現象は、キャリアオーバー効果によって項目間の相関がいわば「歪められる」ことによって生じる。しかし人格や態度に関する項目間の相関<sup>7)</sup>は、それらを本人にほぼ同時に尋ねない限り測定できないので、「理想状況での歪みの無い相関」というものを我々は永遠に知ることができない。よって我々は、現実の相関がキャリアオーバー効果によってどれだけ「歪められている」のかを、理想状況と現実との比較という単純な手段で、直接的に知ることができないのである。

我々は、もっと間接的で込み入った手段によって「歪み」の存在を推測する以外に無い。Knowles (1988) が先鞭をつけた一連の研究は、かかる「間接的で、込み入った手段」の一つとして評価できる。しかし、一連の研究で扱われたのは、無数に開発されてきた尺度のごく一部に過ぎない。さらに様々な尺度の内的一貫性について検討を行うことによって、質問紙上の位置の効果および尺度の内的一貫性の自己発生、という問題がどの程度、普遍性を持つのか明らかになるだろう。そして仮に、これらの問題の普遍性が明らかになったならば、伝統的な尺度構成法と、その信頼性評価の方法、ひいてはこの種の方法の背後にある理論的前提 (Knowles & Condon 2000) が見直しを迫られることになるかもしれない。



### 補遺Ⅰ：内的外的統制尺度

ここには色々なトピックに関する数多くの主張が並んでいます。これらは様々な人々から寄せられた色々な意見を表現しています。ですから、これらの質問に正答や誤答はありません。あなた自身はどう思うかをお答え下さい。それぞれ (1) 賛成 (2) やや賛成 (3) どちらともいえない (4) やや反対 (5) 反対の中からあてはまる番号に○をして下さい。※質問紙は各文の真下に (1) ~ (5) の選択肢を添付。

1. 国家間の戦争は、避けようと努力しても避けられないだろう。
2. 成功する人は普通、不運をはるかに上回る幸運に恵まれているものだ。
3. 万事くじ引きで決めるのがよい、とよく思う。
4. 他人が自分にしたこと、苦しめられることが多い。
5. 良い仕事に就けるかどうかは、ほとんどめぐり合わせの問題である。
6. 自分の身にふりかかった出来事の多くは、恐らく偶然の産物である。
7. 他人の行動の仕方に、自分はほとんど影響を与えることができない。
8. 未来のことは不確実だと感じるがよくある。
9. どう行動しようが失敗する運命の人がいれば、成功する運命の人もある。
10. 一般人が政治家の在職中の行動をコントロールするのは難しい。
11. 世の中には、いかんともしがたい状況の犠牲者とみなすべき人が大勢いる。
12. 学校の成績は生徒の実力よりも教師の気まぐれで決まることが多いようだ。
13. 何事も運の良し悪しに左右されるから遠い先の事を計画しても賢明でない。
14. 他人の行動をどうしたら予測できるのか、私には分からない。
15. 物事がうまく進んでいるとき、それは幸運が続いたせいだと思う。
16. 試験で先生がどんな問題をだすつもりなのか予想しようとしても、あまり有益ではない。
17. 人生が思いがけない出来事にどれほど影響を受けるものか、多くの人は気づかない。
18. 自分がどう行動しようが起きるべき事は起きる、といつも考えてきた。
19. 自分の人生でがっかりした出来事のほとんどは偶然の要素を多く含んでいた。
20. 人間が自分の運命を本当に自分で決められる、などとは信じられない。
21. 成功とは幸運をつかむかどうかの問題である。
22. 世界の出来事は大多数の人にとって制御不可能だと思う。
23. 人は自分がどこで生まれ育つかを選べないのだから自分に対して全責任を取る必要はない。
24. 他人の態度が行き当たりばったりに見えることが多い。
25. この先どうなるのだろう、と心配してもあまり有益ではない。
26. 人付き合いで成功するには自分の行動よりも相手のその時の気分や感覚が重要だ。
27. 人生はほとんどギャンブルである。
28. 自分は身近な出来事に対してほとんど影響力を持たない、とよく感じる。
29. 人生を切り拓く力が自分には足りないと感じることがある。
30. 人生はあまりにも不確実性に満ちている。

補遺Ⅱ：ランダム化ラテン方格表（本稿の追試で使用されたもの）

問	ア	イ	ウ	エ	オ	カ	キ	ク	ケ	コ	サ	シ	ス	セ	ソ	タ	チ	ツ	テ	ト	ナ	ニ	ヌ	ネ	ノ	ハ	ヒ	フ	ヘ	ホ
1	29	12	25	4	18	21	17	30	27	1	20	24	2	26	19	3	9	13	5	28	23	10	14	7	8	15	22	16	6	11
2	11	24	7	16	30	3	29	12	9	13	2	6	14	8	1	15	21	25	17	10	5	22	26	19	20	27	4	28	18	23
3	14	27	10	19	3	6	2	15	12	16	5	9	17	11	4	18	24	28	20	13	8	25	29	22	23	30	7	1	21	26
4	7	20	3	12	26	29	25	8	5	9	28	2	10	4	27	11	17	21	13	6	1	18	22	15	16	23	30	24	14	19
5	26	9	22	1	15	18	14	27	24	28	17	21	29	23	16	30	6	10	2	25	20	7	11	4	5	12	19	13	3	8
6	9	22	5	14	28	1	27	10	7	11	30	4	12	6	29	13	19	23	15	8	3	20	24	17	18	25	2	26	16	21
7	10	23	6	15	29	2	28	11	8	12	1	5	13	7	30	14	20	24	16	9	4	21	25	18	19	26	3	27	17	22
8	16	29	12	21	5	8	4	17	14	18	7	11	19	13	6	20	26	30	22	15	10	27	1	24	25	2	9	3	23	28
9	21	4	17	26	10	13	9	22	19	23	12	16	24	18	11	25	1	5	27	20	15	2	6	29	30	7	14	8	28	3
10	4	17	30	9	23	26	22	5	2	6	25	29	7	1	24	8	14	18	10	3	28	15	19	12	13	20	27	21	11	16
11	18	1	14	23	7	10	6	19	16	20	9	13	21	15	8	22	28	2	24	17	12	29	3	26	27	4	11	5	25	30
12	5	18	1	10	24	27	23	6	3	7	26	30	8	2	25	9	15	19	11	4	29	16	20	13	14	21	28	22	12	17
13	28	11	24	3	17	20	16	29	26	30	19	23	1	25	18	2	8	12	4	27	22	9	13	6	7	14	21	15	5	10
14	27	10	23	2	16	19	15	28	25	29	18	22	30	24	17	1	7	11	3	26	21	8	12	5	6	13	20	14	4	9
15	22	5	18	27	11	14	10	23	20	24	13	17	25	19	12	26	2	6	28	21	16	3	7	30	1	8	15	9	29	4
16	6	19	2	11	25	28	24	7	4	8	27	1	9	3	26	10	16	20	12	5	30	17	21	14	15	22	29	23	13	18
17	23	6	19	28	12	15	11	24	21	25	14	18	26	20	13	27	3	7	29	22	17	4	8	1	2	9	16	10	30	5
18	8	21	4	13	27	30	26	9	6	10	29	3	11	5	28	12	18	22	14	7	2	19	23	16	17	24	1	25	15	20
19	1	14	27	6	20	23	19	2	29	3	22	26	4	28	21	5	11	15	7	30	25	12	16	9	10	17	24	18	8	13
20	20	3	16	25	9	12	8	21	18	22	11	15	23	17	10	24	30	4	26	19	14	1	5	28	29	6	13	7	27	2
21	24	7	20	29	13	16	12	25	22	26	15	19	27	21	14	28	4	8	30	23	18	5	9	2	3	10	17	11	1	6
22	19	2	15	24	8	11	7	20	17	21	10	14	22	16	9	23	29	3	25	18	13	30	4	27	28	5	12	6	26	1
23	2	15	28	7	21	24	20	3	30	4	23	27	5	29	22	6	12	16	8	1	26	13	17	10	11	18	25	19	9	14
24	12	25	8	17	1	4	30	13	10	14	3	7	15	9	2	16	22	26	18	11	6	23	27	20	21	28	5	29	19	24
25	13	26	9	18	2	5	1	14	11	15	4	8	16	10	3	17	23	27	19	12	7	24	28	21	22	29	6	30	20	25
26	25	8	21	30	14	17	13	26	23	27	16	20	28	22	15	29	5	9	1	24	19	6	10	3	4	11	18	12	2	7
27	15	28	11	20	4	7	3	16	13	17	6	10	18	12	5	19	25	29	21	14	9	26	30	23	24	1	8	2	22	27
28	17	30	13	22	6	9	5	18	15	19	8	12	20	14	7	21	27	1	23	16	11	28	2	25	26	3	10	4	24	29
29	3	16	29	8	22	25	21	4	1	5	24	28	6	30	23	7	13	17	9	2	27	14	18	11	12	19	26	20	10	15
30	30	13	26	5	19	22	18	1	28	2	21	25	3	27	20	4	10	14	6	29	24	11	15	8	9	16	23	17	7	12

※カタカナは質問紙の種類、第1列は各質問紙での問番号、表内数値は補遺Ⅰの問番号を示す。

〔注〕

- (1) ただし緩衝項目の効果を疑問視する論者もいる。Wänke と Schwarz (1997) を参照。
- (2) 関連する二つの項目を並べると、緩衝項目を挿入したときよりも、相互の相関が低下する場合があるという指摘もある。Wänke と Schwarz (1997) を参照。しかし、そこでは、尺度を構成する諸項目のように、関連する項目が数十個並ぶような場合は検討されていない。
- (3) 一般には、項目－合計相関 (item-total correlation) といった呼び方もされる。
- (4) Knowles (1988) の報告によれば、実際は同じ項目は存在しないのに、「同じ項目を質問され、回答の一貫性をチェックされた」と誤解した被験者が数名いたようである。
- (5) Knowles (1988) とは異なり、単に、元の質問紙の項目順序をローテーションすることによって、元の質問紙での項目の連続性を保持している。
- (6) Knowles と Condon (2000) の脚注 1 を参照。
- (7) 本人の外面的な行動や事実を尋ねる質問項目同士の相関の場合、同じ事柄を観察や記録によって測定したときの相関 (キャリアオーバー効果不在) と比較することで、キャリアオーバー効果の存在・不在を確かめることが原理的には可能である (山口 2005)。

〔参考文献〕

- Carmines, E.G., and R.A. Zeller, 1979, *Reliability and Validity Assessment*. Sage. (訳書: カーマイン・ツェラー 著, 水野欽司・野嶋栄一郎訳, 1983, 『テストの信頼性と妥当性』朝倉書店)
- Feldman, J.M., and J.G. Lynch, Jr., 1988, Self-generated validity and other effects of measurement on belief, attitude, intention, and behavior. *Journal of Applied Psychology* 73:421-435.
- Hamilton, J.C., and T.R. Shuminsky, 1990, Self-awareness mediates the relationship between serial position and item reliability. *Journal of Personality and Social Psychology*, 59:1301-1307.
- 平松貞実, 1998, 『世論調査で社会が読めるか: 事例による社会調査入門』, 新曜社。
- James, W.H., 1957, *Internal versus external control of reinforcement as a basic variable in learning theory*. Unpublished doctoral dissertation, Ohio State University, Columbus.
- Knowles, E.S. 1988, Item context effects on personality scales: Measuring changes the measure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 55:312-320.
- Knowles, E.S., M.C. Coker, D.A. Cook, S.R. Diercks, M.E. Irwin, E.J. Lundeen, J.W. Neville, and M.E. Sibicky, 1992, Order effects within personality Measures. In Schwarz, N. and S. Sudman (Eds.), *Context Effects in Social and Psychological Research*, pp.221-247. Springer-Verlag.
- Knowles, E.S., and C.A. Condon, 2000, Does the rose still smell as sweet?: Item variability across test forms and revisions. *Psychological Assessment* 12:245-252.
- Robinson, J.P., and P.R. Shaver, 1973, *Measures of social psychological attitudes* (rev.ed.). Ann Arbor, MI: Institute for Social Research.
- Schuman, H., and S. Presser, 1981, *Questions and Answers in Attitude Surveys*. Academic Press.
- Steinberg, L., 1994, Context and serial-order effects in personality measurement: Limits on the generality of measuring changes the measure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 55:341-349.
- Wänke, M., and N. Schwarz, 1997, Reducing question order effects: The operation of buffer items. In Lyberg, L., P. Biemer, M. Collins, E. de Leeuw, C. Dippo, N. Schwarz, and D. Trewin (Eds.), *Survey Measurement and Process Quality*, pp.115-140. Wiley.
- 山口洋, 2005, 「キャリアオーバー効果をめぐる二つのジレンマ」『佛教大学社会学部論集』41: 49 - 60.

〔付記〕

本研究は、平成 17 年度科学研究費補助金、基盤研究 (C) の補助を受けて行われた。研究課題名は「量的社会調査において測定行為が後の測定結果に及ぼす影響とその含意の研究」、研究代表者は山口洋、平成 17 年度の交付金額は 10 万円であった。

(やまぐち よう 現代社会学科)

2006 年 5 月 10 日受理

